

Estructura familiar, fecundidad y calidad de los niños en Colombia

Rocío Ribero¹

Resumen

El presente trabajo analiza en qué forma la estructura familiar y la fecundidad pueden afectar la calidad de los niños en Colombia. Se estiman modelos en forma reducida del estado civil y la fecundidad, considerando factores que pueden alterar el poder de negociación de la mujer en el interior de los hogares. Los estimativos obtenidos, que son aproximaciones de una interdependencia estructural entre estas variables y la calidad de los niños, revelan que el matrimonio tiene una relación positiva con la calidad de los niños y la fecundidad una relación negativa. Los modelos se estiman utilizando la información de la Encuesta Nacional de Hogares, ENH, a nivel urbano y rural.

¹ Profesora-investigadora del CEDE de la Universidad de los Andes. La autora agradece la colaboración de T. Paul Schultz en la elaboración del presente artículo. Sus innumerables revisiones y comentarios determinaron en gran parte el enfoque y contenidos del presente trabajo. Fueron valiosos también los comentarios de Christopher Udry, Carmen Elisa Flórez, Jairo Núñez, Fabio Sánchez y Roberto Steiner, los de otros participantes en el seminario CEDE de la Universidad de los Andes, así como los de un evaluador anónimo. En la parte técnica la autora contó con la ayuda de Paul Mc Guire. Este trabajo no habría sido posible sin la ayuda financiera de la Fundación Rockefeller, a través de una beca para postdoctorado en el Economic Growth Center de Yale University.

1. Introducción

Existen varias razones para imaginar que el estado civil de una mujer, su fecundidad y los atributos promedios de sus hijos están hasta cierto punto determinados de manera conjunta y se ven afectados por factores comunes como sus preferencias y otras características no observadas. La mayoría de los análisis entre estas variables se basan en el supuesto de que se pueda inferir alguna relación si existe información consecutiva de los eventos, específicamente si el estado civil y fecundidad, al darse primero, determinan los atributos de los hijos, que se dan después. Sin embargo, las correlaciones observadas pueden sugerir interrelaciones, mas no necesariamente relaciones de causalidad. Para revelar algún tipo de causalidad se necesitaría una base de datos inusual y costosa, que mostrara los efectos de eventos no anticipados sobre toda la vida de las personas, determinando específicamente alguna variable observada primero (como el estado civil o la fecundidad) y, en consecuencia, afectara la variable que se da después (como los atributos de los niños).

Este estudio analiza los vínculos entre las características socioeconómicas, el estado civil y la fecundidad de las mujeres en Colombia, utilizando una sección cruzada de datos de la Encuesta Nacional de Hogares que se asocia con información proveniente de otras fuentes. El objetivo del estudio es cuantificar la relación entre estas dos variables y la calidad de los niños de siete a quince años. La hipótesis de que vivir con ambos padres es benéfico para los niños se corrobora en el estudio, ya que se encuentra que los hijos de madres casadas tienen un logro educativo superior a los hijos de madres separadas o en unión libre. La segunda hipótesis del trabajo es que la cantidad y la calidad de los hijos son complementarias, tal como lo postuló Becker. En este trabajo se encontró que la relación entre tener más hijos y la calidad de los mismos resulta negativa.

Desarrollo un modelo simple bajo el supuesto de que los programas de planificación familiar aplicados en el país en diversas regiones ayudaron de manera diferencial a las mujeres a reducir el número

de nacimientos no deseados y, por ende, impactaron la calidad de los hijos. También, supongo que las razones de género (relación entre hombres y mujeres en la población) afectan la probabilidad de que una mujer esté casada o soltera, influyendo sobre su fecundidad y la calidad de sus hijos. Inicialmente se consideran los datos como se ha hecho en otros estudios (ver sección siguiente), como si los dos eventos, selección de estado civil y selección de fecundidad, fueran exógenos a la calidad de los hijos. Posteriormente se postula un modelo que permita identificar los parámetros de las interrelaciones que motivan este estudio, estimando modelos de formas reducidas a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO, y de variables instrumentales. Si bien al final ninguno de estos modelos sirve para cuantificar satisfactoriamente las 'verdaderas' interrelaciones, ellos proporcionan un rango probable en el cual pueden existir vínculos reales.

Independientemente del peso que se le asigne a los estimativos de los modelos, las formas reducidas que se estiman acá son una posible aproximación de los efectos 'verdaderos' que los programas de planificación familiar y las razones de género hayan tenido sobre las variables de fecundidad y estado civil². Dada la amplia gama de políticas sociales que pueden ayudar a reducir la fecundidad no deseada, variando los atractivos del matrimonio comparado con el divorcio o el madresoltersimo, la significancia y magnitud de las relaciones familiares analizadas acá pueden ser de interés social tanto en Colombia como en otros países de características similares.

2. Otros estudios

El cambio observado en los patrones familiares (matrimonio, divorcio y fecundidad) en las últimas décadas ha motivado una gran cantidad de estudios, muchos de ellos basados en el modelo de teo-

² En el sentido de que los verdaderos modelos que determinan las variables de análisis son desconocidos.

ría de la elección introducido por Becker. Mientras que la relación entre el capital humano de la mujer y el matrimonio ha resultado positiva en otros países (Rosenzweig et al., 1999, para el caso de la India; Moffit et al., 1998, para el caso de Estados Unidos), la relación entre capital humano de la mujer y la unión libre ha resultado negativa. Aparte de la educación, ciertos factores del ambiente en que vive la mujer también afectan su selección de estado civil. Por ejemplo, se ha demostrado que las razones de género afectan el estado civil (Chiappori et al., 1997; Grossbard-Schechtman, 1993), demostrando que entre más hombres haya en el mercado de matrimonio que mujeres, la incidencia del divorcio y la unión libre son menores en Estados Unidos y se favorece la probabilidad de matrimonio. Entre las mujeres jóvenes la probabilidad de estar casadas aumenta comparada con la probabilidad de estar en unión libre, entre más alta sea la razón de género (Moffit et al., 1998). En Puerto Rico, por el contrario, se encuentra que mayores razones de género están asociadas con mayor incidencia de la unión libre.

Ciertos factores del mercado laboral también parecen estar relacionados con la selección de estado civil de la mujer. En Estados Unidos, Ruggles (1997) encuentra que la mayor participación laboral femenina incrementa la probabilidad de divorcio o separación, mientras que la mayor participación laboral masculina la disminuye. Un mercado laboral que provea pocas oportunidades para la mujer está asociado con una menor incidencia del divorcio o separación.

En diversos estudios se ha analizado la incidencia de ciertos programas sociales sobre el estado civil de las mujeres. En Estados Unidos, por ejemplo, Moffit et al., (1998) encuentran que el nivel de bienestar social a nivel estatal (o *welfare*) se relaciona negativamente con la probabilidad de que una mujer esté casada con respecto a que sea madre soltera. Por otra parte, Elwood y Bane (1985), y Schultz (1994) encuentran que los programas AFDC, Aid for Families with Dependent Children, Ayudas para familias con niños dependientes) y MEDICAID (seguro médico) incrementan

levemente la probabilidad de divorcio y disminuyen la probabilidad de matrimonio para las mujeres.

Por otra parte, en varios países se han estimado ecuaciones de fecundidad donde se busca descubrir qué variables exógenas están relacionadas con el número de hijos que tenga una mujer. Schultz (1994) estima funciones de fecundidad en Estados Unidos, independientes del estado civil de la mujer, encontrando que mejores oportunidades laborales para las mujeres (medidas a través de los salarios) tienen el efecto de reducir el número de hijos (o posponer la fecundidad), y que mayores ingresos no laborales se asocian también con una menor fecundidad para las mujeres blancas mayores de 35 años.

Algunos estudios han analizado las relaciones entre estos dos aspectos de la familia (estado civil y fecundidad) y la calidad de los miembros de la familia. En Brasil se ha encontrado que el bienestar de los niños y su desarrollo se ven afectados negativamente por vivir en familias con jefatura de hogar femenina (Barros et al., 1995). En Inglaterra se ha observado que el vivir en un hogar monoparental durante la infancia está asociado con mayor probabilidad de nacimiento prematuro, y mayores niveles de estrés y tabaquismo entre los jóvenes (Francesconi y Ermisch, 1998). En Estados Unidos, Mc Lanahan (1985) y Ann et al. (1993) han encontrado que las niñas que viven en hogares monoparentales son más propensas en el futuro a ser madres solteras, jefes de hogares monoparentales y recibir bienestar social que las niñas de hogares con padre y madre.

Este artículo se concentra en la calidad de los niños en Colombia, en particular la escolaridad de 7 a 15 años. Se trata de ver cómo se ve afectada la calidad de los niños por las decisiones maternas de estado civil y de número de hijos en el hogar. Asimismo, se busca determinar qué factores externos se pueden relacionar a éstas decisiones, afectando por tanto dicha calidad.

3. Indicadores

El primer problema del análisis económico es encontrar indicadores de análisis apropiados para las variables conceptuales. En este artículo los indicadores económicos no son medidas directas de la estructura familiar, la fecundidad o la calidad de los niños, sino aproximaciones de estas variables.

El concepto de estructura familiar es relevante por cuanto puede afectar la calidad de los niños. Un concepto amplio de estructura familiar podría incluir el número de miembros del hogar, sus edades, sus relaciones de parentesco, su oferta laboral y como se reparten las diversas responsabilidades del hogar (gastos de consumo, producción de bienes en el interior del hogar, cuidado de los niños y ancianos, etc.), entre otros factores. Estos aspectos, sin embargo, son difíciles de capturar con las Encuestas de Hogares, en parte porque las relaciones de los miembros del hogar se reportan relativamente a su jefe, y no con respecto a todos los demás miembros, y en parte, porque las encuestas serían muy costosas si cubrieran todos los aspectos mencionados arriba. Por esta razón, en este artículo se utiliza el estado civil de las mujeres como una aproximación de la estructura familiar en que viven. Asimismo, trabajo bajo el supuesto que una madre separada/divorciada, una madre casada y una madre en unión libre viven en estructuras familiares diferentes.

En cuanto a la fecundidad, la medida ideal que sería el número total de hijos nacidos vivos que una mujer tiene durante su vida reproductiva, se aproxima por la medida disponible, que es el número total de hijos nacidos vivos que una mujer tiene en el momento de la encuesta. Para observar la fecundidad total se necesitaría una muestra de mujeres de por lo menos 50 años. Esto, sin embargo, reduciría demasiado la muestra que se necesita para analizar la calidad de los hijos, ya que varios de los hijos de estas mujeres probablemente no se encuentran viviendo en el hogar y por tanto no se pueden observar.

En lo que respecta a la calidad de los niños, una medida ideal podría ser un agregado del desempeño de cada hijo como adulto en varios aspectos (en el mercado laboral, el nivel de los salarios o beneficios laborales, su estado de salud, o indicadores antropométricos como su estatura o índice de masa corporal, entre otros). Estas medidas de los hijos como adultos sólo se podrían observar para cada mujer si se contara con un panel de datos muy largo. Como aproximación de ellas, es convencional utilizar indicadores de desempeño educativo como medida de capital humano que pueden predecir, de cierta manera, los ingresos futuros. El indicador de calidad de los niños utilizado en este artículo es un promedio del logro educativo de todos los niños de 7 a 15 años de una mujer según su edad.

4. Los datos

Los datos para este estudio provienen de la Encuesta Nacional de Hogares de 1978 que contiene un módulo de fecundidad. La muestra de 11,183 mujeres entre 15 y 40 años es 69% urbana y el resto rural. La edad está restringida para considerar mujeres en edad fértil con hijos en edad escolar. Una muestra auxiliar de 6,795 niños hijos de estas mujeres se construyó para derivar la medida de calidad de los niños. Otras fuentes utilizadas fueron los Censos de Población (DANE-DNP 1999) para construir las razones de género y un estudio sobre los costos comparativos de varios programas de planificación familiar aplicados en Colombia en 1970 y 1977 (Trías y Ojeda, 1978). Esta información fue adjuntada a la muestra de la ENH por municipios.

De acuerdo con Zamudio y Rubiano (1991), de las personas que están en una primera unión conyugal nacidas entre 1935 y 1960, 69% estaban casadas por la iglesia católica en 1985, 4% por lo civil y 27% estaban en unión libre. Dado que casi 95% de los colombianos son católicos, el matrimonio religioso es la forma más común de una primera unión conyugal. Si bien la unión libre es más común en los estratos más bajos, la proporción en los estratos medios

y altos está en aumento, especialmente porque ésta ofrece una opción para aquellos individuos separados de una primera unión católica que desean unirse por segunda vez.

El cuadro 1 presenta tablas cruzadas con estadísticas descriptivas del estado civil, la fecundidad y la calidad de los niños por zonas. En la zona urbana la mayoría de las mujeres de 15 a 40 años son solteras, mientras que en la zona rural la mayoría de ellas están en unión libre o casadas. La fecundidad más baja es la de las mujeres solteras y separadas/divorciadas. Las mujeres de 15 a 40 años en zonas urbanas tienen en promedio 1.5 hijos y en zonas rurales 2.7. La fecundidad es más alta en la zona rural para todos los grupos etáreos y para todos los estados civiles. El indicador de calidad de los niños (definido en el Apéndice) es más alto entre las mujeres casadas, disminuye con la fecundidad y es más bajo en zonas rurales.

Las características individuales utilizadas en el artículo son:

- 1) La edad
- 2) La migración (medida con una variable *dummy* =1 si la persona nació en un área rural y vive en un área urbana) se utiliza solo para residentes urbanos³.
- 3) El ingreso no laboral (incluye transferencias del gobierno u otras personas, e ingresos por pensiones, arriendos, intereses y dividendos).
- 4) Los años de educación

Las variables de la comunidad que se consideran son:

³ Es probable que algunos individuos de zonas rurales que reportan haber nacido en zonas urbanas no sean necesariamente migrantes de una zona a otra, sino que hayan nacido en el centro de salud u hospital localizado en una ciudad o municipio cercano a su zona de residencia rural.

1. La proporción de individuos (hombres y mujeres) empleados por la industria en el municipio (utilizando las partes urbana y rural).
2. La proporción de mujeres de 15–40 años empleadas en el municipio como porcentaje del total de mujeres en el mismo. Esta medida de oportunidades de la mujer por fuera del hogar puede estar relacionada con el costo de los hijos.
3. Los costos fijos de las clínicas de planificación familiar en 1970 (urbana). Se mide en pesos de 1970 y se normaliza por el número de mujeres de 15-40 años en el municipio en 1970.
4. El presupuesto para programas comunitarios de distribución de píldoras anticonceptivas y condones por municipio en 1977 (rural). Se mide en pesos de 1977 y se normaliza por el número de mujeres de 15-40 años en el municipio en 1977.
5. La razón de género, definida como el número de hombres de 15 a 49 años dividido por el número de mujeres de 15 a 49 años en el departamento. La restricción de edad es para considerar individuos en el mercado matrimonial. La información proviene de las proyecciones de población del DANE para 1978 basadas en los Censos de Población de 1973 y 1985⁴. La localización geográfica, definida como la distancia en kilómetros entre el municipio y la capital del departamento.

El cuadro 2 muestra los promedios y desviaciones estándar de las variables en las muestras urbana y rural.

⁴ Otras razones de género utilizadas fueron el número de hombres de 15 a 49 años dividido por el número de mujeres de 15 a 49 años en el municipio y en el departamento basadas en los datos de la ENH. Los resultados son similares pero la información del Censo cubre una muestra más amplia.

5. El modelo de fecundidad

De acuerdo con Becker (1991) la demanda de hijos es una demanda derivada de la maximización de utilidad de los padres $U = U(z, n)$ donde z es un bien agregado de consumo y n es el número de hijos. Los hijos se producen en cada familia utilizando el tiempo de los padres (en particular de la madre). La cantidad óptima de hijos depende del ingreso total y del precio de los hijos (relativo al precio de z), que se determina por los costos y beneficios de tener hijos. La mayor fecundidad en zonas rurales se explica porque los costos de tener hijos son menores en el campo (vivienda y alimentación).

El costo de tener hijos depende del costo de oportunidad del tiempo de la madre. Cuando la mujer percibe mayores salarios (esto es cuando la mujer es más educada o cuando las oportunidades laborales son mejores), resulta más costoso criar hijos. En tal caso la fecundidad está relacionada negativamente con la educación y con las mejores oportunidades para la mujer.

En principio un mayor ingreso no laboral implica un mayor ingreso total que podría reflejarse en una mayor fecundidad. Sin embargo, cuando la función de utilidad de los padres es de la forma $U = U(z, n, q)$ donde q es la calidad de los niños, un aumento de q eleva los costos de criar cada hijo. La interacción entre la calidad de los niños y la cantidad de hijos implica que el precio de los hijos aumenta con el ingreso y la fecundidad puede descender a niveles de ingresos mayores. En este artículo se asume que la fecundidad depende solamente de ciertas características de la madre, del mercado laboral y matrimonial, y de los programas de planificación familiar.

Dado que la mayoría de las personas se casan antes de tener hijos, se podría pensar que la fecundidad depende del estado civil. Sin embargo, en un análisis de sección cruzada, la estimación de la fecundidad condicional en el estado civil sufre de sesgo de selección (Schultz, 1994). El término de error en la ecuación de fecundidad

probablemente esté relacionado con el término de error en la ecuación de la ecuación de estado civil, ya que ambas variables pueden estar determinadas por las mismas variables omitidas. Por eso, en este artículo se estiman funciones de fecundidad incondicionales.

La ecuación de fecundidad total estimada empíricamente es:

$$n_{jf} = \gamma_1 + \gamma_2 a_{jf} + \gamma_3 l_{jf} + \gamma_4 e_{jf} + \gamma_5 y_j + \gamma_6 r_j + \gamma_7 p_j + \theta_{jf} \quad (1)$$

donde el número total de hijos nacidos vivos de la mujer f en la región j , n_{jf} , se asume como función de sus características individuales a_{jf} (edad, migración y localización geográfica), el ingreso no laboral l_{jf} , la educación de la mujer e_{jf} , y las características de la región j dadas por los mercados laborales y_j , la razón de género r_j y los programas de planificación familiar p_j . Los programas de planificación familiar se describen en detalle en los cuadros A3 y A4 en el Apéndice. Dichos programas se enfocaron en ciertos municipios en particular y la mayoría de ellos se dirigió a centros urbanos. El término de error θ_{jf} se supone que tiene media cero y no está correlacionado con las variables anteriores.

Existe evidencia de la relación negativa existente entre el capital humano de la mujer y la fecundidad. Asimismo, la existencia de mejores oportunidades de empleo para la mujer en la región elevan el costo de los hijos y, por tanto, han de reducir la fecundidad. Los programas de planificación familiar se supone que tienen un impacto negativo sobre la fecundidad, al reducir los costos de evitar los embarazos.

Las regresiones de MCO del número de hijos se presentan en el cuadro 3 para las regiones urbana y rural por separado. Los coeficientes de la edad y la edad al cuadrado muestran que en la zona rural las mujeres comienzan a tener hijos más temprano. La relación negativa que la educación de la mujer y sus oportunidades de empleo tienen con la fecundidad (Becker, 1991) se confirma. Las

mujeres que viven en zonas rurales más distantes de los centros urbanos tienden a tener más hijos, controlando por las demás características individuales y regionales incluidas en la regresión. La razón de género se relaciona positivamente con la fecundidad, quizás porque al haber más hombres que mujeres en la región las mujeres se casan y empiezan a tener hijos más temprano.

Los programas de planificación familiar son significativos y exhiben una relación negativa con la fecundidad en ambas muestras. El término de interacción entre la educación y los programas de planificación familiar en el modelo urbano es significativo y positivo, indicando que el programa es más efectivo para mujeres con menor educación (quizás las mujeres con mayor educación tenían otras formas de controlar la fecundidad sin recurrir a los programas públicos). Dicha interacción no resulta significativa en el modelo rural (este resultado no está incluido en el cuadro). La interacción entre el programa de planificación familiar y la distancia del municipio a la capital de departamento también se incluyó en las estimaciones, mas no resultó significativa (este resultado no está incluido en el cuadro).

De acuerdo con los estimativos, un incremento de un año en el nivel educativo de las mujeres estaría asociado con un descenso en la fecundidad de aproximadamente 0.15 en ambas zonas rural y urbana. Diversas simulaciones del modelo indican que si los costos fijos de las clínicas de planificación familiar en 1970 se hubieran multiplicado por dos (es decir, si en lugar de gastar 12 centavos de dólar de 1970 por mujer de 15-40 años en promedio se hubieran gastado 24 centavos de dólar de 1970) y manteniendo todo lo demás constante en sus valores promedios, la fecundidad urbana se hubiera podido reducir en 0.28. Un ejercicio semejante indica que si el presupuesto para programas comunitarios de distribución de píldoras anticonceptivas y condones por municipio en 1977 se hubiera multiplicado por dos (es decir si en lugar de gastar 17 centavos de dólar de 1977 por mujer de 15-40 años en promedio se hubieran gastado 33 centavos de dólar de 1977), la fecundidad rural se hubiera podido reducir en 0.13 (manteniendo todo lo demás constante en sus

valores promedios). Estas simulaciones son válidas bajo el supuesto que existiese una demanda insatisfecha de planificación familiar en el país que hubiera podido cubrirse de manera parcial a través de una mayor cobertura de los programas estudiados.

6. El modelo de estado civil

Sean m_{ij} , u_{ij} , d_{ij} y s_{ij} variables *dummy* que toman el valor uno cuando el estado civil de la mujer u en la región j es respectivamente casada, en unión libre, divorciada/separada o soltera. Cada una de estas variables *dummy* se asume como función de las características individuales de la mujer a_{ij} (edad, migración y localización geográfica), el ingreso no laboral l_{ij} , la educación de la mujer e_{ij} , y las características de la región j dadas por los mercados laborales y_j , la razón de género r_j y los programas de planificación familiar p_j . Para cada una de las variables dependientes $z_{ij} \in \{m_{ij}, u_{ij}, d_{ij}, s_{ij}\}$ se estima un modelo Probit del tipo:

$$\begin{aligned} z_{ij} &= \sum \gamma_k v_k + \varepsilon_{ij} \\ z_{ij} &= 0 \quad \text{si } z_{ij}^* < 0, \\ z_{ij} &= 1 \quad \text{si } z_{ij}^* \geq 0, \\ Pr(z_{ij} = 0) &= \phi\left(\sum \gamma_k v_k\right), \\ Pr(z_{ij} = 1) &= 1 - Pr(z_{ij} = 0), \end{aligned} \quad (2)$$

donde z_{ij}^* es una variable latente, el término de error ε_{ij} se asume distribuido con $N(0,1)$ y ϕ es la función acumulativa de la distribución normal estándar. Las variables $v_k \in \{a_{ij}, l_{ij}, e_{ij}, y_j, r_j, p_j\}$ determinan la decisión de estar en un estado civil u otro variando el nivel de 'utilidad de reserva' de los demás estados civiles.

Teóricamente se supone que variables como el ingreso no laboral contribuye positivamente a la decisión de permanecer soltera o di-

vorciarse. Una mujer con mayores ingresos tiene mayor poder de negociación en el interior del hogar dado que su eventual amenaza de separación es más 'creíble'. Es así que mujeres con mayores ingresos se divorcian más frecuentemente (Weiss y Willis, 1993). Asimismo, varias teorías económicas del matrimonio (Grossbard-Schechtman, 1993) sostienen que al haber más hombres que mujeres en un mercado matrimonial, es más probable que una mujer esté casada y menos probable que esté soltera. Dichas teorías sustentan que las mujeres más jóvenes están solteras con mayor probabilidad y cómo las mujeres con mayor educación permanecen solteras por más tiempo. Por lo tanto se espera que el modelo satisfaga las siguientes hipótesis:

$$\begin{aligned}
 \partial pr(d_i = 1) / \partial l_i &> 0, & \partial pr(m_i = 1) / \partial r_i &> 0, \\
 \partial pr(s_i = 1) / \partial r_i &< 0, & \partial pr(s_j = 1) / \partial a_i &< 0, \\
 \partial pr(s_i = 1) / \partial e_j &> 0, & \partial pr(s_j = 1) / \partial l_i &> 0.
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

El cuadro 4 reporta la estimación del modelo de estado civil separadamente para las zonas rural y urbana. Las mujeres con ingresos no laborales más altos tienen menos probabilidad de estar casadas y más probabilidad de estar divorciadas. La probabilidad de estar casadas, en unión libre o divorciadas aumenta con la edad, mientras que la probabilidad de estar solteras disminuye. La educación se relaciona positivamente con la probabilidad de estar soltera y con la probabilidad de estar casada, y negativamente con la probabilidad de estar en unión libre. La asociación entre la educación y el divorcio es negativa y significativa en zonas urbanas. Las oportunidades de empleo para las mujeres están asociadas con una menor incidencia de la unión libre.

Las relaciones esperadas con la razón de género se confirman, por cuanto la razón de género está asociada con una mayor probabilidad de estar en unión libre y con una menor probabilidad de estar soltera (este resultado también se encontró en Puerto Rico (Nerlove y Schultz, 1970). La relación entre la razón de género y la probabilidad de estar separada/divorciada es positiva y significativa sola-

mente en el área urbana, donde el divorcio es más común, contradiciendo la hipótesis de Grossbard-Schechtman (1993), según la cual menores razones de género implicarían mayor empleo femenino y, por ende, una mayor incidencia del divorcio.

Si bien se ha sugerido que los programas de planificación familiar habrían de demorar el matrimonio (Zamudio y Rubiano, 1991), dichos programas no son significativos sobre la probabilidad de estar casada. Si bien ellos son significativos para los demás estados civiles, el hecho de que tengan signos opuestos en el área rural y urbana es difícil de interpretar.

7. El modelo de calidad de los niños

Con el fin de estimar el impacto que la selección del estado civil y número de hijos tenga sobre la calidad de los niños, se considera el nivel de escolaridad de los hijos de 7 a 15 años de las mujeres estudiadas en las secciones anteriores⁵. La edad de los niños se restringe porque a edades tempranas la asistencia escolar es una decisión de las madres más que de los hijos. Los hijos mayores tienen más probabilidad de abandonar el hogar y de abandonar los estudios para dedicarse a otras actividades. Se construye un indicador de escolaridad basado en los años de educación y en la edad de cada niño. El promedio de los indicadores de escolaridad de los hijos de 7 a 15 años de cada mujer se define como el indicador de calidad de los niños de la mujer. La construcción de los indicadores de escolaridad y de calidad de los niños se describe en detalle en el Apéndice.

La ecuación de calidad de los niños estimada empíricamente es:

$$q_j = \beta_1 + \beta_2 u_j + \beta_3 l_j + \beta_4 e_j + \mu_j; \quad (4)$$

⁵ Se consideran sólo los hijos que viven en el mismo hogar de las madres, ya que la encuesta no permite analizar los hijos que están por fuera del hogar.

donde la calidad de los niños de la mujer f_j , q_j , se asume como función de las características individuales de la mujer a_j (edad, migración y localización geográfica), su ingreso no laboral l_j y su educación e_j . El término de error μ_j se supone que tiene media cero y no está correlacionado con las variables explicatorias. Los parámetros a estimar son los $\beta_j, \dots, j = 1, \dots, 4$.

La riqueza de la madre (medida con el ingreso no laboral) captura su capacidad de invertir en la educación de los hijos. La distancia de centros urbanos puede indicar restricciones de acceso a la educación. La edad de la madre puede determinar en forma no lineal la calidad de los niños. La educación de la madre se incluye por varias razones. Las mujeres más educadas invierten en la calidad de los niños de manera más eficiente (Becker, 1975), pueden ayudar mejor a los hijos con sus tareas reduciendo los costos de la educación (Schultz 1998), y pueden tener una mayor habilidad innata para la educación que los hijos pueden haber heredado.

Los resultados de la estimación presentados en el cuadro 5, columnas 1 y 2, confirman las hipótesis de comportamientos observadas en otros estudios (Becker, 1975; Schultz, 1998; Rosenzweig et al., 1999; Holmes, 1998). La calidad de los niños aumenta con la edad de la madre hasta los 33 años y luego disminuye. Las mujeres con mayor educación tienen mayor calidad de los niños. Una mujer que vive en zonas urbanas con 10 años de educación tiene calidad de los niños 0.46 mayor que una mujer con cero años de educación. Esto significa que si ambas mujeres tienen un hijo de 7 a 15 años, el hijo de la mujer más educada tiene 46% mayor probabilidad de estar atendiendo al nivel escolar apropiado para su edad que el hijo de la mujer con menos educación. El haber nacido en zonas rurales y el vivir en zonas rurales lejanas de la capital del departamento están asociados con una menor calidad de los niños.

8. Sesgo de selección

El indicador de calidad de los niños utilizado acá implica que el modelo se estima únicamente para las mujeres que tienen hijos de 7 a 15 años. Esta restricción de la muestra puede introducir sesgo de selección en los estimativos, por lo cual el modelo se estimó también con la corrección de Heckman para sesgo de selección (Heckman, 1979). Las variables que se usaron para identificar la ecuación de selección fueron los indicadores de mercado laboral, los programas de planificación familiar y la razón de género. Los resultados incluidos en el Apéndice (cuadro 5A) muestran que el parámetro lambda que identifica la selección no es significativo en ningún caso; por consiguiente, los coeficientes obtenidos con MCO del cuadro 5 son preferibles (o menos sesgados) que los coeficientes del modelo corregido del cuadro 5A (Bound et al., 1995). Por esta razón en las siguientes secciones se estiman los modelos sin la corrección de Heckman.

9. Calidad de los niños con variables instrumentales de fecundidad

Becker introdujo la noción de una interacción entre el número de hijos y la calidad de los mismos. “La interacción entre el número de hijos y la calidad de los niños explica por qué la educación por niño tiende a ser menor en familias que tienen más hijos.” (Becker, 1991, Cap. 5). En esta sección se analiza la relación entre estas dos variables, teniendo en cuenta que ninguna de las dos es independiente de las preferencias de los padres (en particular de la madre). Con el fin de analizar el vínculo entre la calidad de los niños y la cantidad de hijos en el hogar, se estima el siguiente modelo empírico:

$$q_f = \delta_1 + \delta_2 a_f + \delta_3 l_f + \delta_4 e_f + \delta_5 e_f + \psi_f; \quad (5)$$

donde las variables q_f , a_f , l_f y e_f son las mismas definidas en la sección anterior. Con respecto a la ecuación (4), la variable adicio-

nal incluida en esta estimación es n_j , el número de hijos nacidos vivos para la mujer f . El término de error ψ_j se supone que tiene media cero y no está correlacionado con las variables explicatorias bajo los supuestos del modelo de MCO (específicamente, bajo el supuesto de que la fecundidad es exógena). Los parámetros a estimar son los $\delta_i, i=1, \dots, 5$. Los resultados de esta estimación aparecen en las columnas 3 y 4 del cuadro 5.

Dado que las estimaciones del modelo de fecundidad indican que ésta no es exógena, el término de error ψ_j en la ecuación de calidad de los niños puede estar correlacionado con el término de error θ_j en la ecuación de fecundidad, generando un sesgo en los parámetros estimados de la ecuación de calidad de los niños. Con el fin de corregir este sesgo debido a la endogeneidad, la variable n_j ha sido remplazada por su valor predicho con el método de variables instrumentales, utilizando la estimación realizada en (1). Las variables empleadas como instrumentos son los indicadores del mercado laboral y_j , la razón de género r_j y los programas de planificación familiar p_j .

Los resultados, presentados en las columnas 5 y 6 del cuadro 5, indican que las mujeres con mayor fecundidad tienen una menor calidad de los niños. El coeficiente de 'número de hijos' en la ecuación aumenta hasta 4.2 veces en el modelo urbano cuando la variable es instrumentada, comparado con el coeficiente de la variable cuando se asume que la fecundidad es exógena. En el modelo rural el incremento del coeficiente del 'número de hijos' es menor (1.6 veces), comparado con el coeficiente de MCO. Estos resultados implican, por una parte, que el efecto de la cantidad de hijos sobre la calidad de los niños sería subestimado si se dejara de considerar la endogeneidad de la fecundidad. Por otra parte, implican que un mayor número de hijos está asociado con una menor calidad de los niños, medida ésta última a través del indicador de escolaridad que se construyó. Además, la magnitud de dicha asociación es

superior (en valor absoluto) en las zonas urbanas que en las zonas rurales.

10. Calidad de los niños con variables instrumentales de estructura familiar

La estructura familiar en que crece un niño puede estar relacionada con su desempeño escolar y, por lo tanto, con la variable de calidad de los niños. Para cuantificar esta relación el indicador de estructura familiar se incluyó en el modelo de calidad de los niños como variable explicatoria adicional. El modelo estimado es:

$$q_f = \alpha_1 + \alpha_2 a_f + \alpha_3 l_f + \alpha_4 e_f + \alpha_5 EC_f + \eta_f \quad (6)$$

Las variables q_f , a_f , l_f y e_f son las mismas definidas en la sección anterior. La variable adicional respecto a la ecuación (4) que se incluye en esta estimación es EC_f , el indicador de estado civil de la mujer f , es decir $EC_f = m_{\bar{f}}, u_{\bar{f}}, d_{\bar{f}}, s_{\bar{f}}$ respectivamente si la mujer f está casada, en unión libre, divorciada/separada o soltera.

El término de error η_f se supone que tiene media cero y no está correlacionado con las variables explicatorias bajo los supuestos del modelo de MCO (específicamente, bajo el supuesto de que el estado civil es exógeno). Los parámetros a estimar son los $\alpha_i, i=1, \dots, 5$. Los resultados de esta estimación aparecen en el cuadro 5, columnas 7 a 12.

De acuerdo con el modelo de estructura familiar presentado anteriormente, el estado civil de cada mujer está asociado con factores que a su vez pueden estar correlacionados con la calidad de los niños. Por lo tanto, es probable que el término de error η_f esté correlacionado con el término de error ε_{ij} en la ecuación de estructura familiar, generando un sesgo en los estimativos de la ecuación de calidad de los niños. Con el fin obtener coeficientes insesgados, la

variable EC , se reconoce como endógena y se reemplaza por su valor predicho con variables instrumentales, con los mismos instrumentos utilizados en la sección anterior. Los resultados aparecen en las columnas 13 a 18 del cuadro 5. Ellos confirman la asociación significativa entre los indicadores de estructura familiar y la calidad de los niños. Las madres que son separadas, divorciadas o en unión libre tienden a tener una menor calidad de los niños que el promedio, mientras que las madres casadas tienen una mayor calidad de los niños que el promedio.

El hecho de que la unión libre y el matrimonio presenten signos opuestos sugiere que más que la presencia de una pareja en el hogar, el hecho de que la pareja esté unida a través de un matrimonio legal es lo que tiene un impacto positivo sobre la calidad de los niños. Un matrimonio legal puede representar un nivel de compromiso más fuerte que la unión libre y garantizar una mayor estabilidad en el hogar. Además, el hecho de que la unión libre sea más común en segundas uniones conyugales puede indicar que los niños que viven en estos hogares viven más frecuentemente con un padrastro o madrastra que con una pareja de padres no separados.

Cuando las variables *dummy* de estado civil se instrumentan utilizando los modelos presentados en el cuadro 4, sus coeficientes aumentan de tamaño, exhibiendo efectos mayores que los observados cuando el estado civil se trata como exógeno.

11. Conclusiones

En este artículo se analizaron las relaciones entre la estructura familiar, la fecundidad y la calidad de los niños en Colombia. Si bien no es posible establecer relaciones de causalidad entre las variables, las formas reducidas estimadas acá proveen de indicios de que las políticas estatales enfocadas a reducir la fecundidad no deseada y a estimular el empleo y las oportunidades para la mujer tienen un efecto positivo sobre la calidad de los niños y su desempeño futuro.

Se desarrollaron modelos en los cuales el estado civil de las mujeres y su fecundidad se determinan por características socioeconómicas de la mujer y, también, por factores exógenos a ella, tales como los programas de planificación familiar extendidos en su región y las razones de género. Las diversas estimaciones de los modelos de estado civil muestran que las mujeres con ingresos no laborales más altos tienen menor probabilidad de estar casadas y mayor probabilidad de estar divorciadas, y que las mujeres con mayor educación tienen menor probabilidad de estar en unión libre o separadas y mayor probabilidad de estar casadas o solteras. En regiones en donde hay más hombres que mujeres en edad 'matrimonial' (definida acá como de 15 a 49 años) las mujeres tienen mayor probabilidad de estar en unión libre y son menos propensas a permanecer solteras.

Los resultados de las estimaciones de fecundidad confirmaron que existe una relación negativa entre los programas de planificación familiar y la fecundidad, y una relación negativa entre la razón de género y la fecundidad. La interacción positiva entre el capital humano de la mujer y los programas de planificación familiar en la región urbana indica que los programas de planificación familiar pueden ser más efectivos para mujeres con más bajo nivel educativo, lo que puede tener un efecto redistributivo. Las simulaciones del modelo muestran que el aumentar la educación de las mujeres en un año podría disminuir la fecundidad urbana y rural en aproximadamente 0.15. En cuanto a los programas de planificación familiar, las simulaciones indican que si los 'costos fijos de las clínicas de planificación familiar en 1970' se hubieran duplicado, la fecundidad urbana habría podido ser 1.24 en lugar de 1.52, y si el "presupuesto para programas comunitarios de distribución de píldoras anticonceptivas y condones por municipio en 1977" se hubiera duplicado, la fecundidad rural habría podido ser 2.6 en lugar de 2.7, manteniendo todo lo demás constante.

Con el fin de analizar las relaciones que la estructura de las familias (medida a través del estado civil de la madre) y la fecundidad tienen con la calidad de los niños, se construyó un indicador de cali-

dad de los niños basado en la escolaridad alcanzada según la edad para cada uno de los hijos de 7 a 15 años de las mujeres de la muestra. La estimación de los modelos de forma reducida, que ligan este indicador con las características de la mujer, confirma una fuerte relación entre la educación de la mujer y la calidad de los niños. Cada año adicional de educación de las madres está asociado con una probabilidad 5% mayor de que el hijo atienda a la escuela al nivel apropiado para su edad.

El modelo de calidad de los niños se extendió incluyendo la fecundidad y las tres variables de estado civil de la madre (casada, unión libre o separada/divorciada) una a la vez. Las regresiones de MCO confirman que las familias con mayor número de hijos tienden a sacrificar la calidad de los niños, efecto que parece ser más nocivo en las zonas urbanas que en las rurales. Los programas de planificación familiar a través de su clara incidencia sobre la reducción de la fecundidad tuvieron un impacto positivo sobre la calidad de los niños.

El vivir en un hogar con una madre separada o divorciada está relacionado negativamente con la calidad de los niños. Por otro lado, mientras que vivir con una madre casada se relaciona con una mejor medida de calidad de los niños, la unión libre de la madre se relaciona con un deterioro en la calidad de los niños. Esto puede deberse a que la unión libre de la madre implica una mayor probabilidad de que el niño viva con un padrastro o madrastra, o en un ámbito conyugal menos estable. Sin embargo, este resultado puede deberse a que una serie de características adicionales a las de la madre no están incluidas en los modelos (en particular aspectos socioeconómicos del padre)⁶.

La aplicación del método de variables instrumentales produjo resultados aún más contundentes que el método de MCO. Cuando las

⁶ El padre no fue tenido en cuenta en los modelos porque no existe información suficiente cuando él no vive en el hogar.

razones de género y los programas de planificación familiar se utilizan como instrumentos para explicar el estado civil, el coeficiente de 'casada' aumentó 14 veces en la estimación urbana y tres veces en la estimación rural. El coeficiente de 'separada/divorciada', aumentó cinco veces en la zona urbana (en la zona rural no es significativo), y el de 'unión libre' aumentó siete veces en la estimación urbana y dos veces en la rural. Los coeficientes de número de hijos también aumentaron cuatro veces al implementar las variables instrumentales. Este resultado indica que si se ignora la endogeneidad del estado civil y la fecundidad, las relaciones entre estas variables y la calidad de los niños podrían subestimarse.

Bibliografía

- Aan Chong-bum, R. Haveman y B. Wolfe (1993). "Teen out of wedlock births and welfare receipt: the role of childhood events and economic circumstances". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, No. 2.
- Barros et al. (1995) "Poverty among female headed households in Brazil". *Investment in women's human capital*, edited by T.P. Schultz.
- Becker, G.S (1975). *Human Capital*. 2nd edition.
- _____ (1991). *A Treatise on the Family*. Enlarged edition.
- Bound, John, D. Jaeger y R. Baker (1995). "Problems with instrumental variable estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, N^o. 430.
- Chiappori, P., Fortin, Lacroix (1997). *Household labor supply, sharing rule and marriage market* Processed Delta. París.

- DANE-DNP (1999). Information obtained from Departamento Administrativo Nacional de Estadística, processed by Departamento Nacional de Planeación, available in www.dnp.gov.co.
- Ellwood, David y Mary Jo Bane (1985). *The impact of AFDC on family structure and living arrangements*. Research in Labor Economics, ed R. Ehrenberg, Greenwich, Conn. JAI Press
- Francesconi, Marco y John Ermisch (1998). *Family structure and children's achievements*. University of Essex. Institute of Social and Economic Research. Working paper.
- Grossbard-Schechtman, Shoshana (1993). *On the economics of marriage: a theory of marriage, labor, and divorce*. Boulder: Westview Press.
- Heckman, James (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, vol. 47, N^o.1.
- Holmes, Jessica (1998). *Measuring the determinants of school completion in Pakistan: analysis of censoring and selection bias*. Dissertation Yale University.
- Mc Lanahan, Sara (1985). *Family structure and dependency: re-producing the female headed family*. Center for Demography and Ecology Working Paper 85-23. University of Wisconsin - Madison
- Moffit, Robert, R. Reville y A. Winkler (1998). "Cohabitation and marriage in the AFDC program". *Demography*, vol. 35 N^o. 3.
- Nerlove, Marc y T. Paul Schultz (1970). "Love and life between the censuses: a model of family decision making in Puerto Rico, 1950-1960" RM-6322-AID.
- Rosenzweig, M., J.R. Behrman, A.D. Foster, y P. Vashishtha (1999). "Female Schooling, Home Teaching, and Economic Growth". *Journal of Political Economy*, vol. 107, N^o 4.

- Ruggles, Steven (1997). "The rise of divorce and separation in the United States: 1880-1990". *Demography*, vol. 34, N° 4.
- Schultz, T. Paul (1994). "Marital status and fertility in the United States: welfare and labor market effects". *Journal of Human Resources*, vol. 29, N° 2.
- _____ (1998). *Investing in women's education*. Working paper. Economic Growth Center.
- Trías, Miguel y Gabriel Ojeda (1978). "Costo comparativo de los diferentes programas de Planificación Familiar 1977." *Profamilia*. Bogotá.
- Weiss, Y. y, R. Willis (1993). "Transfers among divorced couples: evidence and interpretation". *Journal of Labor Economics* , vol. 11, N° 4.
- Zamudio, Lucero y Norma Rubiano (1991). *La nupcialidad en Colombia*, Universidad Externado de Colombia.

Apéndice. El indicador de calidad de los niños

En este apéndice se explica cómo fue construido el indicador de calidad de los niños utilizado en el artículo. La escolaridad de los niños e^* se considera como una variable latente no observada que se puede aproximar por una variable *dummy* e de tal forma que:

$$e = 1 \quad \text{si} \quad e^* \geq e^f,$$

$$e = 0 \quad \text{si} \quad e^* < e^f,$$

donde e^f (nivel de escolaridad de reserva) es un umbral determinado subjetivamente. El siguiente análisis explica como se determinó este umbral. El cuadro 1A muestra el máximo grado alcanzado por la mayoría de los niños de 7 a 15 años en cada edad.

Cuadro 1A. Nivel educativo máximo alcanzado por de la mayoría de los niños por edad

Edad del niño	Zona urbana	Zona rural
7	1	1
8	1	1
9	2	1
10	3	2
11	3	2
12	4	3
13	5	3
14	5	4
15	5	2

En zonas urbanas casi todos los niños de 10 años han completado el tercer grado, mientras que en zonas rurales casi todos los niños de esa edad han completado el segundo grado. Para edades mayores, la diferencia entre las dos zonas se acentúa. Un niño de 13 años habrá completado en zonas urbanas quinto grado, mientras que en

zonas rurales uno de la misma edad habrá completado apenas tercer grado. El hecho de que los grados completados en el cuadro no aumenten estrictamente con la edad indica que hay no linealidades en el nivel máximo educativo alcanzado por la mayoría de los niños, las que no serían capturadas a través de un indicador como escolaridad por edad. Los porcentajes de niños de cada edad que han completado un nivel dado se observan en el cuadro 2A.

Cuadro 2A. Proporción de niños en cada edad que han completado nivel dado

Edad del niño	Nivel educativo	Zona urbana	Zona rural
7	1	47%	8%
8	1	68%	30%
9	1	55%	45%
10	2	45%	41%
11	3	41%	28%
12	4	61%	17%
13	5	57%	8%
14	6	42%	6%
15	7	39%	5%

Considerando los porcentajes dados arriba, se ha definido el indicador de escolaridad para los niños de 7 a 15 años de la siguiente manera:

$$e(i) = \begin{cases} 1 & \text{si } 7 \leq \text{edad}(i) \leq 9 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 1 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 10 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 2 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 11 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 3 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 12 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 4 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 13 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 5 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 14 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 6 \\ 1 & \text{si edad}(i) = 15 \text{ y nivel educativo}(i) \geq 7 \\ 0 & \text{en todos los demás casos} \end{cases}$$

La escolaridad del niño i se define como ‘adecuada’ para su edad cuando $e(i) = 1$. Si el niño i no atiende la escuela o si se encuentra a un nivel inferior al de la mayoría de los niños de su edad, entonces $e(i) = 0$.

Para cada madre con n niños de 7 a 15 años se calcula el promedio de escolaridad de sus hijos, el que constituye la medida de calidad de los niños para la mujer:

$$q_f = [\sum e(i)] / n .$$

Este indicador captura indirectamente la demora en entrar al sistema escolar, la repetición de grados y la atención discontinua a la escuela, si bien la encuesta no necesariamente proporciona información acerca de estos eventos. El indicador, sin embargo, no captura qué tan lejos o cerca está cada niño de su nivel adecuado de escolaridad, ya que la función e agrupa todos los casos en una variable *dummy*.

Cuadro 1 Tabulaciones cruzadas variables de análisis

Edades	a. Fecundidad por edad y zona			b. Fecundidad por estado civil y zona			
	Urbana	Rural	Total	Estado civil	Urbana	Rural	Total
15-20	0.131 (0.43)	0.276 (0.71)	0.174 (0.53)	Unión libre	3.188 (2.58)	3.992 (2.97)	3.550 (2.79)
21-25	0.958 (1.21)	1.795 (1.71)	1.199 (1.42)	Casada	2.981 (2.35)	4.610 (3.23)	3.531 (2.79)
26-30	1.923 (1.77)	3.362 (2.45)	2.390 (2.12)	Viuda	4.233 (3.28)	5.520 (3.57)	4.484 (3.36)
31-35	3.174 (2.40)	5.274 (2.99)	3.843 (2.78)	Separada/ divorciada	2.524 (2.05)	3.305 (2.69)	2.728 (2.26)
35-40	4.318 (3.24)	6.665 (3.68)	5.093 (3.57)	Soltera	0.048 (0.29)	0.155 (0.61)	0.076 (0.40)
Total (15-40)	1.524 (2.26)	2.712 (3.21)	1.888 (2.64)	Total	1.524 (2.26)	2.712 (3.21)	1.888 (2.64)

(Continúa)

(Continuación Cuadro 1)

Cuadro 1 Tabulaciones cruzadas variables de análisis

c. Calidad de los niños por estado civil y zona				d. Calidad de los niños por fecundidad y zona			
Estado civil	Urbana	Rural	Total	Número de hijos	Urbana	Rural	Total
Unión libre	0.443 (0.42)	0.134 (0.29)	0.299 (0.39)	1	0.672 (0.47)	0.125 (0.35)	0.609 (0.49)
Casada	0.686 (0.39)	0.276 (0.36)	0.537 (0.43)	2	0.761 (0.40)	0.390 (0.48)	0.712 (0.43)
Viuda	0.466 (0.39)	0.091 (0.20)	0.395 (0.39)	3	0.729 (0.39)	0.294 (0.40)	0.644 (0.43)
Separada/ divorciada	0.458 (0.44)	0.169 (0.31)	0.392 (0.43)	4	0.665 (0.41)	0.341 (0.43)	0.577 (0.44)
Soltera	0.688 (0.46)	0.000 (0.00)	0.458 (0.50)	5	0.585 (0.40)	0.236 (0.35)	0.438 (0.42)
Total	0.619 (0.41)	0.232 (0.34)	0.475 (0.43)	>5	0.437 (0.37)	0.192 (0.29)	0.300 (0.35)
				Total	0.619 (0.41)	0.232 (0.34)	0.475 (0.43)

(Continúa)

(Continuación Cuadro 1)

Cuadro 1 Tabulaciones cruzadas variables de análisis

Edades	e. Fecundidad por edades, estado civil y zona									
	Urbana					Rural				
	15-20	21-25	26-30	31-35	35-40	15-20	21-25	26-30	31-35	35-40
Estado civil										
Unión libre	0.882 (0.86)	2.151 (1.26)	3.017 (1.73)	4.176 (2.45)	5.878 (3.41)	1.119 (1.03)	2.945 (1.52)	3.994 (2.12)	5.828 (2.85)	6.981 (3.29)
Casada	0.881 (0.78)	1.634 (1.12)	2.550 (1.56)	3.647 (2.03)	4.915 (2.94)	1.129 (1.19)	2.458 (1.58)	4.003 (2.34)	5.873 (2.62)	7.237 (3.48)
Viuda	--	1.300 (0.67)	3.000 (2.07)	3.929 (3.25)	5.408 (3.43)	1.000 (0.00)	2.667 (1.15)	3.250 (1.89)	5.750 (3.59)	7.667 (3.20)
Separada/divorciada										
Soltera	1.017 (0.63)	1.606 (1.09)	2.189 (1.36)	3.307 (2.24)	3.824 (2.55)	1.333 (1.05)	2.017 (1.17)	2.902 (2.05)	4.194 (2.58)	6.216 (3.21)
	0.017 (0.14)	0.070 (0.31)	0.095 (0.36)	0.130 (0.46)	0.294 (0.89)	0.030 (0.19)	0.297 (0.77)	0.530 (0.96)	0.538 (1.10)	1.000 (1.81)

(Continuación Cuadro 1)

Cuadro 1 Tabulaciones cruzadas variables de análisis

Estado civil	f. Estado civil por zona			Total	Edades	g. Distribución etárea por zona		
	Urbana	Rural	Total			Urbana	Rural	Total
Unión libre	9,68%	18,03%	12,23%	15-20	36,24%	34,30%	35,64%	
Casada	31,97%	36,93%	33,49%	21-25	21,89%	20,10%	21,34%	
Viuda	1,33%	0,73%	1,14%	26-30	16,60%	18,08%	17,05%	
Separada/ divorciada	7,20%	5,76%	6,76%	31-35	12,58%	13,32%	12,81%	
Soltera	49,82%	38,56%	46,37%	35-40	12,69%	14,20%	13,15%	

Fuente: ENH

La muestra incluye mujeres de 15-40 años en 1978.

Cuadro 2 Estadísticas descriptivas de las variables por zonas. Muestra de mujeres de 15 - 40 años en ENH

Variables	Urbana		Rural		Total	
	Media	Desv. Std.	Media	Desv. Std.	Media	Desv. Std.
Variables dependientes:						
Dummy casada = 1	0.3197		0.3693		0.3349	
Dummy union libre=1	0.0968		0.1803		0.1223	
Dummy separada/divorciada = 1	0.0720		0.0576		0.0676	
Dummy soltera = 1	0.4982		0.3856		0.4637	
Número de hijos nacidos vivos	1.524	2.257	2.712	3.212	1.888	2.644
Calidad de los niños (definición en el texto)	0.6189	0.4146	0.2321	0.3424	0.4746	0.4318
Número de observaciones para la calidad de los niños	1,724		1,026		2,750	
Variables explicatorias:						
Características individuales						
Ingreso no laboral /1,000 en pesos de 1978	0.0465	0.6317	0.0031	0.0703	0.0332	0.5280
Edad	24.9	7.5	25.4	7.6	25.1	7.5
Edad al cuadrado	677.5	400	704.66	411.8	685.8	403.9
Años de educación	6.2053	3.4519	2.7952	2.4387	5.1615	3.5437
Dummy nacido en zona rural = 1	0.1909	0.3930	0	0	0.1324	0.3390
Dummy nacido en la capital del departamento en km	28.493	51.5783	94.391	67.429	48.664	64.497
Indicadores de mercado laboral						
Tasa de ocupación femenina en el municipio	0.3108	0.0736	0.1575	0.0881	0.2639	0.1055
Tasa de ocupación en la industria en el municipio	0.2267	0.1124	0.0875	0.0835	0.1841	0.1225
Indicador de mercado matrimonial						
Razón de género en el departamento	0.9219	0.0531	0.9600	0.0423	0.9335	0.0530
Programas de planificación familiar por 1,000 mujeres de 15-40 años						
Gastos en clínicas de planificación familiar (en US 1970\$)	61.7983	59.6078	166.35	208.77	--	--
Costos programa de distribución de píldoras y condones (en US 1977\$)						
Gastos en clínicas de planificación familiar (en US 1970\$)*educación	0.4102	0.5040	--	--	--	--
Número de observaciones	7,760		3,423		11,183	

Fuente: ENH

Cuadro 3 Modelo MCO para números de hijos nacidos vivos de
mujeres entre 15 - 40 años

Variables	Número de hijos nacidos vivos			
	Urbana (1)		Rural (2)	
	Coef.	t -stat.	Coef.	t -stat.
<u>Características individuales</u>				
Ingreso no laboral/1.000	-0.0424	(1.44)	0.2716	(0.52)
Edad	0.0690	(3.42) *	0.1965	(5.07) *
Edad al cuadrado/100	0.2238	(5.95) *	0.1854	(2.58) *
Años de educación	-0.1532	(18.37) *	-0.1410	(8.89) *
Dummy nacido en zona rural = 1	0.0716	(1.45)	1.8681	(3.06) *
<u>Indicadores de mercado laboral</u>				
Tasa de ocupación femenina en municipio	-0.7708	(2.36) *	-1.0288	(2.26) *
Tasa de ocupación en la industria municipio	-0.7935	(4.41) *	0.4397	(0.92)
Indicador de mercado matrimonial				
Razón de género en el departamento	1.6189	(3.33) *	3.6241	(3.98) *
<u>Programas de planificación familiar por 1000 mujeres de 15-40 años</u>				
Gastos en clínicas de planificación familiar/1000	-2.7293	(3.87) *		
Gastos en clínicas de planificación familiar/1000 * años de educación	0.4397	(4.81) *		
Costos programa de distribución de píldoras y condones/1000			-0.4106	(2.20) *
Constante	-1.8585	(3.36) *	-6.6611	(6.54)
Número de observaciones	7.760		3.423	
F - test	700		462	
R-cuadrado ajustado	0.4738		0.5481	

Fuente: ENH

Cuadro 4 Modelos Probit de estado civil por zona para mujeres en edades 15 a 40 años

Variables	a. Probabilidad de estar casada				b. Probabilidad de estar en unión libre			
	Urbana (1)		Rural (2)		Urbana (3)		Rural (4)	
	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.
<u>Características individuales</u>								
Ingreso no laboral /1.000	-0.2205	(4.36)*	-3.3648	(2.08)*	-0.1291	(1.22)	-1.9922	(1.11)
Edad	0.4637	(22.84)*	0.4229	(14.94)*	0.2993	(11.77)*	0.2290	(7.75)*
Edad al cuadrado/100	-0.6919	(19.17)*	-0.6182	(12.28)*	-0.4998	(10.91)*	-0.3881	(7.25)*
Años de educación	0.0118	(2.42)*	0.0309	(3.01)*	-0.1241	(16.44)*	-0.1457	(10.85)*
Dummy nacido en zona rural =1	-0.0533	(1.26)			-0.0025	(0.05)		
Distancia de la capital del dep./1000			0.5512	(1.46)			-0.4739	(1.17)
<u>Indicadores de mercado laboral</u>								
Tasa de ocupación femenina en mepio.	0.6247	(2.18)*	-1.7193	(5.59)*	-1.5557	(4.40)*	0.3812	(1.17)
Tasa de ocupación en la industria mepio.	-0.0072	(0.05)			-0.9213	(4.31)*		
Indicador de mercado matrimonial								
Razón de género en el departamento	0.5385	(1.27)	-2.8430	(4.77)*	1.5529	(2.95)*	6.2442	(9.78)*
<u>Programas de planificación familiar por 1000 mujeres de 15-40 años</u>								
Gastos en climas de planificación fam. pildoras y condones	0.1812	(0.46)			1.6296	(3.43)*		
Constante	-8.2700		0.1527	(1.26)			-0.6061	(4.51)*
Número de observaciones	7.760		-4.0182		-5.6677		-9.6300	
L.R.-chi2	1875		3.423		7.760		3.423	
Pseudo- R2	0.1928		876		741		374	
Log. Likelihood	-3922		0.1943		0.1502		0.1157	
			-1816		-2097		-1428	

(Continúa)

(Continuación Cuadro 4)
**Cuadro 4 Modelos Probit de estado civil por zona para
mujeres en edades 15 a 40 años**

Variables	c. Probabilidad de estar separada / divorciada				d. Probabilidad de estar soltera			
	Urbana (5)		Rural (6)		Urbana (7)		Rural (8)	
	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.	Coef.	z - stat.
<u>Características individuales</u>								
Ingreso no laboral /1.000	0.0789	(3.45)*	2.1264	(3.69)*	0.0297	(1.08)	-0.5543	(1.41)
Edad	0.2050	(7.74)*	0.2146	(5.12)*	-0.5614	(27.13)*	-0.5351	(17.72) *
Edad al cuadrado/100	-0.3023	(6.43)*	-0.3447	(4.60)*	0.8176	(21.70)*	0.7757	(13.87) *
Años de educación	-0.0554	(7.83)*	-0.0138	(0.90)	0.0775	(15.21)*	0.0811	(7.44) *
Dummy nacido en zona rural =1	-0.0258	(0.46)			0.0795	(1.76)*		
Distancia de la capital del dep./1000			0.0100	(0.02)			-0.5683	(1.31)
<u>Indicadores de mercado laboral</u>								
Tasa de ocupación femenina en empleo.	-0.4087	(1.06)	0.9178	(2.18)*	0.5735	(1.88)*	1.1927	(3.69) *
Tasa de ocupación en la industria nupio.	-0.1341	(0.61)			0.7864	(4.70)*		
Indicador de mestajeo matrimonial								
Razón de género en el departamento	1.3827	(2.45)*	-0.0536	(0.06)	-2.2941	(5.03)*	-2.8996	(4.31) *
<u>Programas de planificación familiar por</u>								
1000 mujeres de 15-40 años								
Gastos en clínicas de planificación fam.	1.3709	(2.65)*			-1.8079	(4.32)*	0.5726	(4.34) *
Costos programa de distribución de píldoras y condones			-0.3705	(1.99)*				
Constante	-5.5124		-4.6821		9.8828		10.085	
Número de observaciones	7.760		3.423		7.760		3.423	
I.R.-chi2	325		83		3807		1687	
Pseudo- R2	0.081		0.0552		0.3539		0.3696	
Log. Likelihood	-1846		-712		-3475		-1439	

Fuente: ENH

Cuadro 5 Modelo MCO para calidad de los niños de mujeres entre 15 - 40 años

Variables	Especificación básica				MCO - Fecundidad exógena				Variables instrumentales - Fecundidad endógena ^a			
	Urbana (1)		Rural (2)		Urbana (3)		Rural (4)		Urbana (5)		Rural (6)	
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
Características individuales												
Ingreso no laboral/1.000	0,0071	(0,44)	-0,4053	(0,69)	0,0026	(0,17)	-0,1877	(0,32)	-0,0119	(0,60)	-0,0544	(0,05)
Edad	0,1160	(4,08)*	0,0442	(1,58)	0,1123	(4,04)*	0,0441	(1,59)	0,1004	(2,92)*	0,0439	(1,58)
Edad al cuadrado/100	-0,1770	(4,06)*	-0,0655	(1,52)	-0,1592	(3,73)*	-0,0589	(1,37)	-0,1015	(1,87)*	-0,0548	(1,10)
Años de educación	0,0473	(15,99)*	0,0569	(10,95)*	0,0393	(13,04)*	0,0548	(10,57)*	0,0135	(1,90)*	-0,0536	(5,82)*
Dummy nacido en zona rural = 1	-0,1117	(5,17)*			-0,0973	(4,60)*			-0,0508	(1,80)*		
Distancia de la capital del departamento/1000			-0,5168	(3,54)*			-0,4473	(3,06)*			-0,4047	(1,36)
Fecundidad												
Número de hijos					-0,0385	(9,23)*	-0,0156	(3,75)*	-0,1629	(5,50)*	-0,0252	(0,43)*
Constante	-1,453		-0,561		-1,3210		-0,5325		-0,8956		-0,5149	
Número de observaciones	1.724		1.026		1.724		1.026		1.724		1.026	
F-test	76,6		28,5		81,1		26,4		49,2		23,9	
R-cuadrado ajustado	0,1799		0,1181		0,2182		0,1293		

^a Fecundidad instrumentada con los modelos presentados en el cuadro 3 (instrumentos: indicadores de mercado laboral, razón de género y programas de planificación familiar).

(Continúa)

(Continuación Cuadro 5)
Cuadro 5 Modelo MCO para calidad de los niños de mujeres entre
15 - 40 años - Estado civil exógeno

Variables	Especificación básica			MCO - Fecundidad exógena			Variables instrumentales - Fecundidad endógena					
	Urbana (7)	Rural (8)		Urbana (9)	Rural (10)		Urbana (11)	Rural (12)				
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.		
Características individuales:												
Ingreso no laboral /1.000	0,0132	(0,93)	-0,3181	(0,53)	0,0227	(1,40)	-0,2775	(0,47)	0,0053	(0,33)	-0,4156	(0,71)
Edad	0,1137	(4,01) *	0,0440	(1,58)	0,1061	(3,78) *	0,0274	(0,98)	0,1120	(3,96) *	0,0310	(1,11)
Edad al cuadrado/100	-0,1730	(3,98) *	-0,0649	(1,50)	-0,1618	(3,76) *	-0,0407	(0,94)	-0,1720	(3,97) *	-0,0469	(1,09)
Años de educación	0,0464	(15,65) *	0,0568	(10,92) *	0,0416	(13,80) *	0,0526	(10,03) *	0,0442	(14,68) *	0,0533	(10,15) *
Dummy nacido en zona rural = 1	-0,1118	(5,20) *			-0,1137	(5,34) *			0,1112	(5,18) *		
Distancia de la capital del departamento/1000			-0,5237	(3,58) *			-0,5364	(3,70) *			-0,5266	(3,63) *
Estado Civil												
Dummy separada/divorciada = 1	-0,1245	(3,62) *	-0,0583	(1,10)								
Dummy casada = 1					0,1500	(7,29) *	0,0982	(4,44) *			-0,1199	(4,97) *
Dummy unión libre=1												
Constante	-1,4075		-0,5585		-1,3763		-0,3381		-1,3406		-0,2999	
Numero de observaciones	1,724		1,026		1,724		1,026		1,724		1,026	
F-test	66,4		23,9		74,6		27,5		68,8		26,3	
R-cuadrado ajustado	0,1856		0,1183		0,204		0,1341		0,191		0,1291	

(Continúa)

(Continuación Cuadro 5)

Cuadro 5 Modelo variables instrumentales para calidad de los niños de mujeres entre 15 - 40 años - Estado civil endógeno^b

Variables	Especificación básica			MCO - Fecundidad exógena			Variables instrumentales - Fecundidad endógena					
	Urbana (13)	Rural (14)		Urbana (15)	Rural (16)		Urbana (17)	Rural (18)				
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.		
Características individuales												
Ingreso no laboral /1.000	0.0227	(1.20)	0.7371	(1.09)	0.1684	(4.36)	-0.0751	(0.06)	-0.0010	(0.06)	-0.4501	(0.76)
Edad	0.1478	(4.24)*	0.1090	(3.23)*	-0.2910	(3.13)*	-0.0041	(0.11)	0.1679	(5.63)*	0.0525	(1.84)
Edad al cuadrado/100	-0.2241	(4.24)*	-0.1694	(3.21)*	0.4298	(3.09)*	0.0035	(0.10)	-0.2648	(5.73)*	-0.0798	(1.81)
Años de educación	0.0383	(5.97)*	0.0508	(9.29)*	0.0351	(8.86)*	0.0536	(9.77)*	0.0250	(4.91)*	0.0515	(8.13)*
Dummy nacido en zona rural =1	-0.1152	(5.31)*			-0.0619	(2.57)*			-0.1042	(4.86)*		
Distancia de la capital del departamento/1000			-0.5801	(3.96)*			0.6081	(3.95)*			-0.5100	(3.49)*
Estado Civil												
Dummy Separada/ divorciada =1	-0.8314	(1.58)*	-2.4076	(3.39)*								
Dummy Casada =1					2.2824	(4.59)*	0.2886	(1.85)*				
Dummy Union Libre=1									-0.8601	(5.39)*	-0.1543	(1.48)*
Constante	-1.8302		-1.3374		4.0584		0.0926		-1.9460		-0.6265	
Número de observaciones	1.724		1.026		1.724		1.026		1.724		1.026	
F-test	64.3		25.9		68.1		24.3		69.7		24.1	
R-cuadrado ajustado	0.1806		0.1271		0.1893		0.1202		0.193		0.1192	

Fuente: ENIT

^b Estado civil predicho con los modelos incluidos en el Cuadro 4 (instrumentos: indicadores de mercado laboral, razón de género y programas de planificación familiar).

**Cuadro A3 Información programas de planificación
familiar 1970**

	Presupuesto Clínicas (2)			Costo total programas radiales / (1000 mujeres en edad relevante) (4)
	Costo de personal dividido por 1000 mujeres en edad relevante (3)	Otros costos de clínicas divididos por 1000 mujeres en edad relevante	Total costos dividido por 1000 mujeres en edad relevante (1)	
Municipios				Departamentos
Armenia	232.00	131.52	363.52	Antioquia 18.19
Barranquilla	198.71	45.05	243.76	Bogotá 41.50
Bogotá	308.08	139.17	447.26	Bolívar 44.97
Bucaramanga	293.44	131.48	424.92	Boyacá 13.19
Buenaventura	319.85	146.30	466.14	Caldas 28.21
Cali	70.69	40.78	111.47	Cauca 9.02
Cartagena	67.51	24.41	91.92	César 11.40
Cúcuta	233.10	99.47	332.57	Córdoba 22.14
Ibagué	170.00	67.98	237.98	Cundinamarca 8.68
Manizales	224.36	86.42	310.78	Huila 23.33
Medellín	129.74	53.83	183.57	Magdalena 26.44
Montería	296.45	71.63	368.08	Meta 33.72
Palmira	308.91	117.68	426.58	Nariño 20.70
Pasto	379.54	132.66	512.20	Norte de Santander 34.62
Pereira	222.06	101.36	323.43	Quindío 70.76
Tulúa	440.33	167.74	608.07	Risaralda 51.96
				Santander 22.89
				Sucre 7.96
				Tolima 18.84
				Valle 30.40

(1) Incluye doctores, enfermeras, arriendos, equipos, etc.

(2) Costos en dólares de 1970

(3) Población urbana femenina del municipio entre 15-40 años en 1970

(4) Población urbana y rural femenina del departamento entre 15-40 años en 1970

Fuente: 1970 Budget: Source and Application Funds/ January 1 - December 31 -1970

Notas adicionales:

1. Los datos de varios hospitales en un mismo municipio se han sumado.
2. Los datos de las clínicas de "Atlántico" se sumaron a los de Barranquilla.
3. Los datos de clínicas nuevas y viejas se sumaron.
4. Los gastos de programas de radio se sumaron a los de programas de radio suplementarios.
5. Los programas de radio en una ciudad se supone que cubren todo el departamento.
6. Sólo se muestra la información para aquellas ciudades incluidas en la encuesta ENH.

Cuadro A4 Información programas de planificación familiar 1977

Costos programas de planificación familiar- Colombia 1977 dividido por 1000 mujeres en población relevante (2)				
	Programas clínicos (DIU, píldoras, otros) (1)	Esterilización femenina	Esterilización masculina	Programa comunitario de píldoras y condones
Municipios				
Armenia	688.06	126.43	1.76	74.80
Barranquilla	287.88	340.73	0.27	60.21
Bogotá	332.31	231.12	3.32	91.69
Buenaventura	498.92	369.52	2.52	192.18
Bucaramanga	695.06	374.84	15.07	108.56
Caldas (Antioquia)	1682.45	0.00	0.00	343.71
Cali	298.97	207.63	10.06	39.74
Cartagena	239.78	715.29	0.00	76.77
Cúcuta	441.06	0.00	0.00	100.61
Ibagué	443.75	139.78	9.79	53.54
Manizales	569.83	283.38	7.04	137.98
Medellín	565.56	270.08	5.12	38.97
Montería	730.64	2853.05	0.00	242.08
Palmira	606.27	102.97	12.93	217.54
Pasto	620.37	78.53	4.29	96.38
Pereira	728.37	395.03	2.95	126.11
Quibdó	493.22	152.88	0.00	0.00
Tulúa	860.97	139.91	0.50	267.77
Áreas rurales de departamentos (3)				
Antioquia	--	129.99	--	302.32
Cundinamarca	--	881.26	--	474.56
Quindío	--	175.86	--	891.74
Risaralda	--	258.18	--	940.74
Tolima	--	61.87	--	713.49
Valle	--	222.50	--	263.40
Nariño	--	263.58	--	443.28
Santander del Sur	--	42.51	--	314.95

(1) Costos en dólares de 1977

(2) Población relevante mujeres en zonas urbanas de cada municipio de 15-40 años en 1977

(3) Población relevante mujeres en zonas rurales de cada departamento de 15-40 años en 1977

Fuentes: Trias y Ojeda (1978), y DANE-DNP (1999)**Notas adicionales:**

1. Los datos de varios hospitales en un mismo municipio se han sumado.
2. Las unidades móviles de cada ciudad se sumaron al programa rural del respectivo departamento.
3. Los programas rurales de pocas áreas del departamento se agregaron a nivel de departamento.
4. Sólo se muestra la información para aquellas ciudades incluidas en la encuesta ENH.

**Cuadro A5 Corrección del sesgo de selección en modelos de calidad de los niños -
Mujeres de 15 - 40 años**

Variable dependiente: Calidad de los niños	Urbana				Rural			
	Urbana		z -stat.		Rural		z -stat.	
	Coefficiente	z -stat.	Coefficiente	z -stat.	Coefficiente	z -stat.	Coefficiente	z -stat.
Variabes independientes								
Características individuales								
Ingreso no laboral /1.000	0.0071	(0.44)	-0.4119	(0.70)				
Edad	0.1464	(2.69) *	0.0501	(1.00)				
Edad al cuadrado/100	-0.2196	(2.81) *	-0.0737	(1.02)				
Años de educación	0.0456	(11.52) *	0.0566	(10.19) *				
Dummy nacido en zona rural = 1	-0.1132	(5.21) *						
Distancia de la capital del departamento/1.000					-0.0005	(3.41) *		
Constante			-2.4089				-0.6699	
Variable dependiente: tener un niño de 7 a 15 años								
Variabes independientes								
Características individuales								
Ingreso no laboral /1.000	0.0011	(0.04)	-1.1843	(0.87)				
Edad	0.9440	(18.33) *	0.8464	(13.34) *				
Edad al cuadrado/100	-0.0132	(16.09) *	-0.0116	(11.35) *				
Años de educación	-0.0595	(9.29) *	-0.0605	(4.42) *				
Dummy nacido en zona rural = 1	-0.0710	(1.37)						
Distancia de la capital del departamento/1000			0.3058	(0.64)				

(Continúa)

(Continuación Cuadro A5)
**Cuadro A5 Corrección del sesgo de selección en modelos de calidad de los niños -
Mujeres de 15 - 40 años**

Variable dependiente: tener un niño de 7 a 15 años Variables independientes	Urbana		Rural	
	Coefficiente	z -stat.	Coefficiente	z -stat.
Indicadores de mercado laboral				
Tasa de ocupación femenina en municipio	0.2648	(0.70)	-1.5792	(4.10) ₄
Tasa de ocupación en la industria municipio	-0.7032	(3.39)*		
Indicador de mercado matrimonial				
Razón de género en el departamento	0.4632	(0.85)	1.4607	(1.95)*
Programas de planificación familiar por 1000 mujeres de 15-40 años				
Gastos en clínicas de planificación fam./1.000.000	0.0115	(0.02)		
Costos programa de distribución de pillozas y condones/1.000.000			-0.1797	(1.12)
Constante	-16.5338		-15.7407	
Estadísticas modelo de selección				
rho	0.1196	Error Std. (0.1806)	0.0309	Error Std. (0.2210)
sigma	0.3764	(0.0081)	0.3206	(0.0072)
lambda	0.0450	(0.0686)	0.0099	(0.0709)
Número de observaciones	7,760		3,423	
Observaciones censuradas	1,724		1,026	
Observaciones no censuradas	6,036		2,397	
Wald chi2(5)	374.4		142.2	
Log likelihood	-3077		-1425	

Fuente: ENH

Ver Cuadro 2 para las unidades de medida de las variables